Гусев Александр Борисович
кандидат экономических наук,
зам. директора РИЭПП,
зав. отделом проблем инновационной
политики и развития НИС.
Тел. (495) 917-03-51,
info@riep.ru

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ МЕЖРЕГИОНАЛЬНОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО НЕРАВЕНСТВА НА МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ[1]

Постановка проблемы. Согласно Концепции долгосрочного социально-экономического развития России на период до 2020 года обеспечение сбалансированного социально-экономического развития регионов является одной из приоритетных задач государства.

С одной стороны, неравенство является катализатором экономического развития. С другой стороны, избыточная глубина экономического неравенства выступает барьером для межрегиональных инвестиционных потоков. В этом случае капитал «застаивается» в развитых административно-территориальных единицах, их экономический отрыв от депрессивных территорий нарастает. Практика показывает, что по мере увеличения неравенства между богатыми и бедными регионами возможности межрегионального перелива капитала уменьшаются. Соответственно нарушается рыночный механизм обеспечения равномерного развития территории страны, и актуализируется вмешательство государства.

На сегодняшний день высокое экономическое неравенство субъектов РФ становится самостоятельным фактором, сдерживающим развитие производства как на уровне федеральных округов, так и на макроуровне. Более того, в долгосрочном аспекте негативному влиянию подвергаются и темпы экономического роста. По экспертным оценкам, ежегодные экономические потери от высокой экономической дифференциации субъектов РФ составляют до 3 % ВВП [1, 2, 3, 4].

Принимая тот факт, что экономическое неравенство регионов является неизбежным, можно предполагать существование некоторого максимального (оптимального) уровня этого неравенства, превышение которого негативно отразится на экономическом росте. Проверке данной гипотезы и выявлению оптимального уровня пространственной экономической дифференциации и посвящена настоящая статья.

[1] Работа выполнена при финансовой поддержке Российского гуманитарного научного фонда (проект № 10-02-00160а).

Методика оценки экономического неравенства регионов России

Экономическое неравенство имеет множество способов оценки. Одна из самых распространенных методик – индекс К. Джини, который позволяет определить уровень неравномерности распределения ресурса по группам участников рынка. Сквозь призму индекса Джини региональное неравенство может рассматриваться как степень концентрации валового продукта, инвестиций, трудовых ресурсов по федеральным округам и субъектам Федерации. В частности, примером использования индекса Джини применительно к оценке жилищного неравенства является работа [5].

В данном исследовании под региональным экономическим неравенством будем понимать неравномерность распределения валового продукта по субъектам РФ. Относительно идентификации территориальной единицы, в отношении которой будет оцениваться неравномерность распределения валового продукта, на наш взгляд, предпочтение следует отдать не отдельным регионам, а федеральным округам. В пользу такого выбора можно привести следующие аргументы. Во-первых, ориентируясь на практические рекомендации, обеспечение однородного экономического развития федеральных округов является более общей задачей, чем преодоление дифференциации регионов, которые могут не иметь ни общих границ, ни прочных экономических связей. Во-вторых, с технической точки зрения использование федеральных округов позволяет сохранить устойчивость оценок экономического неравенства на макроуровне при укрупнении регионов.

В аналитическом виде формула расчета индекса Джини, показывающего концентрацию валового продукта по федеральным округам[2], может быть записана следующим образом:

$$G = \left(1 - \sum_{i=1}^{n} (X_i - X_{i-1}) \cdot (Y_i + Y_{i-1})\right) \cdot 100\% \qquad (1),$$

где G – индекс территориальной концентрации валового продукта; n – число федеральных округов ($n = 7$)[3]; X_i – накопленная доля населения, проживающего на территории федеральных округов с индексом от 1 до i, в общей численности населения страны; Y_i – накопленная доля валового продукта, созданного в федеральных округах с индексом от 1 до i, в общем объеме ВРП.

Математически, индекс G может принимать значения от 0 до 100%, где $G = 0$ означает абсолютное экономическое равенство территорий, а при $G = 100$ % дифференциация максимальна.

[2] Валовой продукт федерального округа определяется как сумма ВРП входящих в его состав субъектов РФ.

[3] Расчеты проведены на основе данных по 7 федеральным округам (без выделения Северо-Кавказского федерального округа, созданного в январе 2010 г.).

Оценка влияния уровня территориальной концентрации валового продукта на объем и динамику ВВП

Расчетные значения индекса концентрации валового продукта по федеральным округам России представлены в табл. 1.

Таблица 1. Показатели макроэкономического роста в России и значения индекса экономического неравенства федеральных округов

Год	ВВП в ценах 2006 года (Y), млрд. руб.	Численность занятых в экономике (L), тыс. чел.	Темп роста ВВП, в сопоставимых ценах в % к предыдущему году (V)	Индекс G, %
1994	17 882,20	64 785,0	87,3	11,6
1995	17 149,03	64 149,0	95,9	12,7
1996	16 530,33	62 928,0	96,4	14,1
1997	16 758,64	60 021,0	101,4	14,4
1998	15 862,91	58 437,0	94,7	14,7
1999	16 870,38	62 475,0	106,4	15,2
2000	18 565,12	64 516,6	110,0	18,2
2001	19 510,30	64 980,1	105,1	18,1
2002	20 435,82	65 573,6	104,7	19,7
2003	21 918,05	65 979,2	107,3	19,8
2004	23 485,49	66 407,2	107,2	20,6
2005	24 985,65	66 791,6	106,4	23,3
2006	26 903,49	67 174,0	107,7	22,8
2007	29 080,43	68 019,2	108,1	22,0
2008	30 705,04	68 473,6	105,6	21,5

Источник: рассчитано по данным Росстата [6].

Данные табл. 1 свидетельствуют о почти 2-х кратном росте экономического неравенства федеральных округов за период 1994–2008 гг. Необходимо также отметить дискретный характер нарастания дисбаланса территориального развития. В частности, резкие скачки экономической дифференциации были отмечены в 2000 году (+3 п.п.) и 2005 году (+2,7 п.п.). Следует обратить внимание и на то, что с 2006 года индекс региональной дифференциации начал снижаться. Конечно, преждевременно делать далеко идущие выводы, но, скорее всего, неравенство на уровне 23 % является своего рода точкой насыщения для российской экономики.

Какое влияние растущие значения индекса G оказывали на общий экономический рост? Насколько отличались фактические значения территориальной концентрации валового продукта от оптимальных значений, если таковые вообще имеют место?

Для решения поставленной задачи воспользуемся аппаратом эконометрического моделирования. Информационной базой расчетов станут ретроспективные динамические ряды данных, представляющие объясняемую и объясняющие переменные. Учитывая динамический характер данных, стоимостные величины подлежат процедуре дефлирования и

приведения к ценам одного года. Таким годом был выбран 2006. Отчасти это связано с тем, что статистическая информация за этот год уже не будет уточняться Росстатом.

В соответствии с рабочей гипотезой объясняемой переменной является объем ВВП. Альтернативным вариантом объясняемой переменной может быть выбран суммарный ВРП страны, в который согласно методологии статистического учета не включается добавленная стоимость по нерыночным коллективным услугам (оборона, государственное управление и т. д.), оказываемым государственными учреждениями обществу в целом. На наш взгляд, альтернативный подход имеет ряд минусов. Во-первых, объем коллективных услуг достаточно велик (порядка 20 % ВВП), чтобы им можно было пренебречь. К тому же он финансируется за счет налоговых платежей, поступающих в федеральный бюджет из всех регионов. Во-вторых, рассматривать экономику отдельно от государственных институтов не вполне корректно, поскольку государственное управление составляет институциональную надстройку и определяет параметр *G*, являющийся ключевым в нашем анализе.

Проведенные вариантные расчеты по нахождению оптимальной спецификации регрессионного уравнения, показали, что индекс *G* вместе с численностью занятых наилучшим образом описывают динамику ВВП. В табл. 1 представлены исходные данные для построения эконометрической зависимости объема ВВП от численности занятых в экономике и уровня экономического неравенства федеральных округов.

Анализ влияния межрегионального экономического неравенства на объем ВВП. Вариантные эмпирические расчеты позволили установить следующий вид эконометрической зависимости, описывающий динамику ВВП в 1994–2008 гг.:

$$Y = k \cdot L^{aG+bG^2} \cdot G^{mL+nL^2} \qquad (2)$$

где Y – объем ВВП; L – численность занятых в экономике страны; G – индекс концентрации валового продукта по федеральным округам (в единицах); k, a, b, m, n – коэффициенты, определяемые статистически в ходе эконометрических расчетов.

Аналитический вид зависимости (2) предполагает, что при нулевом значении G объем ВВП нуллифицируется, и это согласуется с нашей гипотезой о значимости неравенства между регионами для экономического роста. При $G = 1$ объем ВВП принимает значение $Y = k \cdot L^{(a+b)}$.

В линеаризованном виде уравнение (2) принимает вид:

$$\ln Y = \underset{(5{,}66)}{81{,}2} - \underset{(-5{,}09)}{23{,}17} \cdot G\ln(L) + \underset{(5{,}35)}{33{,}53} \cdot G^2\ln(L) + \underset{(5{,}07)}{7{,}55 \cdot 10^{-4}} \cdot$$

$$L\ln(G) - \underset{(-5{,}17)}{6{,}5 \cdot 10^{-9}} \cdot L^2\ln(G) \qquad (3)$$

$R^2 = 0{,}972$; $F = 87{,}89$; $DW = 2{,}43$; $a = -23{,}17$; $b = 33{,}54$; $m = 7{,}55 \cdot 10^{-4}$; $n = -6{,}5 \cdot 10^{-9}$; $k = e^{81{,}2}$.

В круглых скобках под коэффициентами регрессионного уравнения (3) приведены значения *t*-статистик, R^2 – коэффициент детерминации, показывающий долю объясненной дисперсии переменной *Y*, *F* – значение *F*-статистики, *DW* – коэффициент Дарбина-Уотсона. Статистические характеристики эконометрической модели (3) проходят основные тесты на уровне значимости 99 %, и сама модель может быть использована для дальнейшего анализа.

Аналитический вид уравнения (2) позволяет выразить точки локального экстремума (точки перегиба кривой $Y = f(G,L)$) относительно значений независимой переменной *G*. Для этого необходимо определить частную производную $Y'_G = \partial Y / \partial G$ и, приравняв ее к нулю, решить уравнение $Y'_G = 0$ относительно *G* и получить искомые точки локального экстремума *G**, при которых $Y'_G(G^*) = 0$.

Выполнив необходимые математические преобразования, значения точек перегиба *G** вычисляем по формуле (4):

$$G^*_{1,2} = \frac{-B \pm \sqrt{B^2 - 4AC}}{2A} \qquad (4)$$

где $A = 2b \cdot \ln L$; $B = a \cdot \ln L$; $C = mL + nL^2$.

Аналогичный анализ может быть проведен и в отношении фактора *L*.

Дополнительная проверка значений точек *G** позволит определить, являются ли эти значения точками локального максимума или локального минимума. В табл. 2 представлены значения точек локального экстремума *G**, полученных по формуле (4).

Таблица 2. Значения точек экстремума *G для модели (3), %**

Год	$G_{\max}$	$G_{\min}$	G_{fact}
1994	14,7	19,9	11,6
1995	14,9	19,7	12,7
1996	15,2	19,3	14,1
1997	16,2	18,4	14,4
1998	16,8	17,7	14,7
1999	15,4	19,2	15,2
2000	14,8	19,8	18,2
2001	14,6	19,9	18,1
2002	14,4	20,1	19,7
2003	14,3	20,2	19,8
2004	14,2	20,4	20,6
2005	14,1	20,5	23,3
2006	14,0	20,6	22,8
2007	13,7	20,8	22,0
2008	13,6	21,0	21,5

Перейдем к интерпретации полученных результатов.

Данные табл. 2 позволяют сделать следующие выводы.

Во-первых, идентифицированная точка максимума $G_{\max}$ является тем пределом, к которому следует стремиться, снижая избыточное фактическое экономическое неравенство федеральных округов. Однако, учитывая реальный тренд увеличения экономической дифференциации территорий, а также близость траекторий значений $G_{\min}$ и G_{fact}, отмечаем, что основным ориентиром для экономики выступает не оптимальный уровень $G_{\max}$, а «планка», задаваемая значениями $G_{\min}$, которую приходится превышать. При этом, когда $G_{fact} > G_{\min}$, экономическая дифференциация не мешает увеличению объемов ВВП. Однако качество этого роста является ущербным, поскольку достигается за счет экономического раздувания традиционно преуспевающих регионов на фоне увеличивающего отставания догоняющих территорий. В случае, когда $G_{fact} \approx G_{\max}$, качество экономического роста было бы принципиально другим, а именно, увеличение ВВП достигалось бы за счет сбалансированного развития большинства регионов, а не узкой группы субъектов РФ.

Таким образом, фактическое соотношение значений точек максимума и минимума фактора G является перевернутым относительно ожидаемого результата и свидетельствует о сложности влияния пространственной экономической дифференциации на экономический рост.

Во-вторых, выявленные уровни максимальных и минимальных значений экономической дифференциации федеральных округов весьма устойчивы во времени с малозаметной тенденцией к увеличению расстояния друг от друга. Ширина полосы, образуемой траекториями значений $G_{\max}$ и $G_{\min}$, в 2008 году составляла 7,4 п.п., увеличившись на 2,2 п.п. по сравнению с 1994 г. Можно сказать, что с течением времени точки максимума $G_{\max}$ утратят смысл для российской экономики, которой придется функционировать в области высоких значений G. Очевидно, что данный режим будет являться неоптимальным с точки зрения обеспечения экономически однородного развития территории страны.

В-третьих, соотношение фактического уровня концентрации валового продукта и предельных значений $G_{\min}$ и $G_{\max}$ показывает, что 1996–1999 гг. были наиболее благоприятными в плане влияния экономического неравенства федеральных округов на объем ВВП. Однако с 2000 года был взят макроэкономический курс на беспрецедентное экономическое усиление ряда регионов. Индекс G резко увеличился на 3 п.п., и основным ориентиром стал минимальный уровень неравенства регионов – $G_{\min}$. В частности, именно с этого момента начали быстро расти цены на жилую недвижимость в Москве, Санкт-Петербурге и других крупных городах. В 2004–2008 гг. выполнялось неравенство $G_{fact} > G_{\min}$, и, таким образом, фактор G не мешал росту ВВП, однако, как было указано выше, сам механизм этого роста являлся дефектным.

Итак, с помощью эконометрического моделирования мы установили минимально и максимально допустимые значения для уровня экономического неравенства регионов, как фактора, стимулирующего рост объ-

ема ВВП. При этом близость значений G_{fact} и $G_{\min}$ определяет неоптимальный режим пространственного экономического развития.

Другим плодотворным аспектом анализа макроэкономической роли регионального неравенства является оценка его влияния на темпы роста ВВП. Это направление исследования позволит нам оценить дополнительные макроэкономические ориентиры эффективных значений уровня концентрации валового продукта по федеральным округам.

Анализ влияния межрегионального экономического неравенства на темпы роста ВВП. Методика оценки зоны эффективных значений фактора *G* на величину темпов роста ВВП аналогична той, которая использовалась при исследовании зависимости абсолютных объемов ВВП от экономической дифференциации федеральных округов и численности занятых. Более того, экспериментальные расчеты показали, что спецификация регрессионного уравнения и аналитический вид формул оценки критических точек G^* остаются в том же виде, только в качестве объясняемой переменной фигурирует не абсолютный объем ВВП, а темп его роста *V* (табл. 1), и, таким образом, исследуется эконометрическая зависимость $V = f(G,L)$. Модельные расчеты показали, что анализ периода 1998–2008 гг. позволяет наилучшим образом описать волатильность темпов роста факторами *G* и *L*.

По итогам проведенных расчетов получен следующий линеаризованный вид эконометрического уравнения:

$$\ln V = \underset{(-2,98)}{-21,5} + \underset{(2,92)}{6,31} \cdot G\ln(L) - \underset{(-2,79)}{7,97} \cdot G^2 \ln(L) -$$

$$\underset{(-2,87)}{2,2 \cdot 10^{-4}} \cdot L\ln(G) + \underset{(2,73)}{1,71 \cdot 10^{-9}} \cdot L^2 \ln(G) \qquad (5)$$

$R^2 = 0,859$; $F = 9,18$; $DW = 2,26$; $a = 6,31$; $b = -7,97$; $m = -2,2 \cdot 10^{-4}$; $n = -1,71 \cdot 10^{-9}$; $k = e^{-21,5}$.

Статистические характеристики эконометрической модели (5) проходят основные тесты на уровне значимости 95 %. В табл. 3 показаны искомые значения точек G^*, рассчитанных для функции $V = f(G,L)$.

Таблица 3. Значения точек экстремума G^* для модели (5)

Год	$G_{\max}$	$G_{\min}$	G_{fact}
1998	20,4	19,2	14,7
1999	20,3	19,3	15,2
2000	21,0	18,6	18,2
2001	21,1	18,5	18,1
2002	21,3	18,3	19,7
2003	21,4	18,2	19,8
2004	21,6	18,0	20,6
2005	**21,7**	**17,9**	**23,3**

Продолжение таблицы 3			
2006	21,8	17,8	22,8
2007	22,1	17,5	22,0
2008	22,2	17,4	21,5

Данные табл. 3 позволяют сделать следующие выводы.

Во-первых, с точки зрения положительной динамики ВВП установлена полоса эффективных значений экономического неравенства, ширина которой за период 1998–2008 гг. увеличилась в 4 раза: с 1,2 п.п. в 1998 г. до 4,8 п.п. в 2008 г. При этом фактические значения *G* лежат в окрестности G_{max}, и, таким образом, есть основания полагать, что именно точка максимума будет являться основным ориентиром для *G*.

Во-вторых, анализ взаимного расположения точек экстремума и фактических значений *G* показывает, что только в 2005 году максимальный предел был превышен. После этого уровень экономической дифференциации федеральных округов начал снижаться.

Сопоставив интервалы, ограниченные точками экстремума для эконометрических зависимостей (3) и (5), получаем зону оптимальных значений *G* в области высокой экономической дифференциации территорий (рис. 1). Если быть точнее, то речь идет о квазиоптимальных значениях *G*.

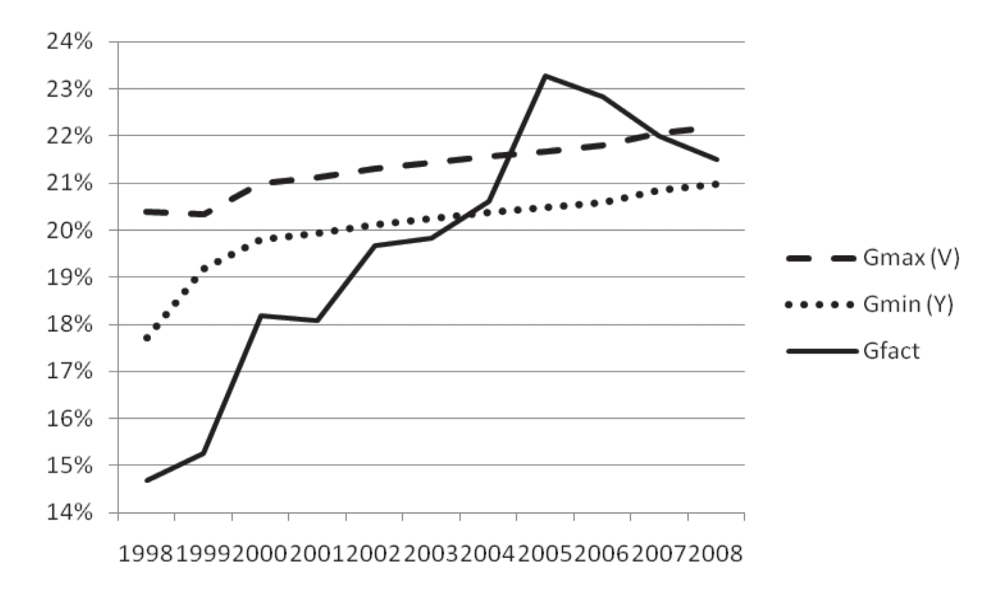


Рис. 1 .Зона квазиоптимальных значений *G* для абсолютного объема ВВП и темпов его роста

Согласно рис. 1 получаем достаточно узкую полосу эффективных значений *G* шириной 1,2 п.п., ограниченную траекториями $G_{max}(V)$ и $G_{min}(Y)$. В погоне за высоким экономическим неравенством регионов, как катализатором развития, экономика сама себя загнала в ловушку,

когда фактическая экономическая дифференциации не только минимизирует абсолютный объем ВВП, но и близка к предельному уровню с точки зрения темпов его роста. При этом никаких резервов и свободы управления параметром G в сторону увеличения не просматривается. Таким образом, остается один путь – снижать экономическое неравенство регионов, причем в короткие временные сроки. В противном случае дальнейшее увеличение G может привести к стагнации, когда рост регионов-доноров не компенсирует упадок периферийных территорий, в результате чего нарушится экономическое единство страны, а вслед за ним и политическая целостность государства.

Цена неоптимального экономического неравенства регионов

На основе расхождений экономически оптимальных значений дифференциации федеральных округов с фактическими значениями регионального неравенства представляется возможным оценить потери ВВП. Для расчетов воспользуемся моделями (3) и (5).

Потери ВВП, рассчитываемые на основе модели (3), будут определяться по следующей формуле:

$$E = \sum_{i=1}^{n} \left[f(G_{\max}) - f(G_{fact}) \right] \qquad (6)$$

где E – потери ВВП вследствие избыточного (недостаточного) уровня фактической экономической дифференциации федеральных округов (млрд.руб.); $f(G_{\max})$ и $f(G_{fact})$ – значения функции (3) соответственно в точках $G_{\max}$ и G_{fact} в i-том году; n – число лет в анализируемом временном интервале (n = 15).

Проведенные по формуле (6) расчеты свидетельствуют о том, что в точке $G_{\max}$ (табл. 2) расчетные значения ВВП значительно превосходят результаты, зафиксированные госстатистикой. В целом, по итогам 1994–2008 гг. общие потери составили 44 трлн. руб. (в ценах 2006 года), что на 30 % превышает ВВП 2008 года. Более того, только за 2008 год экономические потери достигли 9,7 трлн. руб. Для сравнения, данная величина превышает ВРП Москвы в 1,5 раза. Более того, применение значений $G_{\max}$ из табл. 2 к модели (5) проводит к получению темпов роста, которые в 2 раза превосходят фактические.

Если говорить о масштабах сдерживания темпов роста ВВП недостаточным (избыточным) экономическим неравенством федеральных округов в стоимостном выражении, то они практически незаметны. Это объясняется тем, что темпы роста являются производными величинами абсолютных значений ВВП и могут быть, например, одинаковыми, при оценке динамики ВВП малых и высоких абсолютных значений. Необходимо подчеркнуть, что потенциальные объемы ВВП, генерируемые функцией (3) при $G = G_{\max}$, имеют темпы роста, сопоставимые с динамикой фактического ВВП. Однако в абсолютном выражении фактический ВВП существенно уступает значениям $Y(G_{\max})$.

* * *

Итак, мы определили оптимальные значения регионального экономического неравенства для ВВП и его темпов; установили, что современный режим функционирования российской экономики в зоне высоких значений экономической дифференциации территорий себя исчерпал и является деструктивным несмотря на формальное увеличение ВВП. Таким образом, актуализируется вопрос снижения диспропорции в экономическом развитии регионов, причем необходимы оперативные и радикальные решения со стороны государства, в том числе в области налоговой, бюджетной, инвестиционной политики.

Список использованных источников информации

1. Концепция Стратегии социально-экономического развития регионов Российской Федерации / Минрегион России www.minregion.ru/OpenFile.ashx/Download?AttachID=184.
2. Мельникова Л.В. О риторике региональной науки и региональной политики // «Регион: экономика и социология», №1, 2008.
3. Хилл Ф., Гэдди К. Сибирское проклятье: Обрекает ли российская география судьбу рыночных реформ на неудачу? // «ЭКО», №6, 2004.
4. Hill F., Gaddy C. The Siberian curse: How communist planners left Russia out in the cold. – Washington: Brookings Institution Press, 2003.
5. Гусев А.Б. Жилищное неравенство российских домашних хозяйств: естественный путь к сегрегации // «Вестник Университета» (Государственный университет управления), №25, 2009.
6. www.gks.ru – официальный Интернет-сайт Росстата.